

Zbigniew Binderman¹

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Gorzowie Wielkopolskim

Grzegorz Koszela²

Katedra Ekonometrii i Statystyki,

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Wiesław Szczesny³

Katedra Informatyki,

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Zmiany w strukturze gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej w latach 2003-2010 (aspekty metodyczne)

Changes in the structure of agricultural holdings in the European Union in 2003-2010 (methodical aspects)

Synopsis. Praca jest bezpośrednią kontynuacją serii prac autorów, dotyczących konstrukcji nowych wskaźników koncentracji. W niniejszej pracy rozważono mierniki zróżnicowania struktur. W pracy na przykładzie struktur gospodarstw rolnych krajów Unii Europejskiej w roku 2003 i roku 2010, względem grup obszarowych, dokonano oceny zmian tych struktur, ze względu na liczbę, powierzchnie użytków rolnych, typu produkcyjnego, skalę chowu bydła i skalę chowu trzody chlewnej.

Słowa kluczowe: współczynnik koncentracji, struktura gospodarstw rolnych, współczynnik Giniego, krzywa Lorenza, miara zróżnicowania struktur.

Abstract. The paper is a direct continuation of the series of authors articles concerning the construction of new indicators of concentration. In this paper it was considered measures of structures diversity. In the work on the example of structure of agricultural holdings in the European Union in 2003 and 2010, with respect to area groups, an assessment of changes in these structures, due to the number, the agricultural area, the type of production, the scale of cattle and pig breeding was made.

Key words: concentration index, the structure of agricultural holdings, the Gini coefficient, Lorenz curve, a measure of structures diversity.

Wstęp

Syntetyczny opis przemian strukturalnych zarówno w rolnictwie polskim jak i w pozostałych krajach europejskich jest interesujący z wielu punktów widzenia. Dlatego temat ten jest podejmowany przez wielu autorów, głównie przez pracowników Katedry Statystyki Uniwersytetu Rolniczego w Krakowie i Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej w Warszawie [por. Kukuła 2007, Kukuła (red.) 2009, Bogocz, Bożek, Kukuła, Strojny 2010, Bożek 2008, 2010, 2013, Bożek, Bożek 2011, Czekaj, Mirkowska, Sobierajewska (red.) 2008, Michna 2011, Babiak 2010]. W 2013 roku

¹ Dr hab., e-mail: zbigniew_binderman@sggw.pl

² Dr inż., e-mail: grzegorz_koszela@sggw.pl

³ Dr hab., e-mail: wieslaw_szczesny@sggw.pl

pojawiła się wartościowa publikacja pracowników Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu [Poczta (red.) 2013], która w sposób kompleksowy przedstawia zmiany strukturalne w rolnictwie UE, pomiędzy dwoma latami 2003 i 2010. Publikacja ta zawiera szereg tabel, które szczegółowo ilustrują przemiany w różnych obszarach rolnictwa. Dostęp do tych informacji umożliwia „niedużym kosztem” porównanie wielkości zmian pomiędzy 27 krajami UE w ujęciu syntetycznym. Pozwala ona na dokonanie próby oceny w których krajach nastąpiły, w tym okresie największe przemiany strukturalne. Jest to szczególnie ważne w sytuacji gdy chcemy ocenić czy zachodzące zmiany strukturalne idą w kierunku stymulowanym przez wspólną politykę rolną UE. W szczególności ocena wielkości zmian w ujęciu lokalnym może posłużyć do oceny skuteczności dedykowanych programów pomocowych finansowanych z funduszy UE. Aktualnie najbardziej popularną metodą wykorzystywaną przy porównywaniu zmian jest porównanie średniego poziomu wartości poszczególnych zmiennych, przypisanych do poszczególnych gospodarstw. Zazwyczaj oprócz zmiany średniego poziomu zmiennych obserwuje się poziom koncentracji „dobra” w ich posiadaniu, który mierzony jest zazwyczaj poprzez wartość wskaźnika Giniego [Gini 1914, Glasser 1962]. Jednakże techniki oparte o średnią i wskaźnik Giniego nie zawsze są wystarczające. Dlatego głównym celem niniejszej pracy, która zawiera aspekt metodyczny jest przedstawienie innej - niż powszechnie używane - techniki i zastosowanie jej do oceny zmian strukturalnych w sektorze gospodarstw rolnych w krajach UE w okresie 2002-2010.

Problem metodyczny

Aby zwrócić uwagę na fakt, że nie zawsze te podstawowe miary (średnia i wskaźnik Giniego) mogą zgodnie z oczekiwaniem badacza porządkować zachodzące zmiany. rozważmy hipotetyczny, uproszczony przykład zmian struktury gospodarstw, według grup obszarowych. Załóżmy, iż dysponujemy zmianami jakie zaszły w fikcyjnym regionie złożonym z 10000 gospodarstw, które są opisane przy pomocy tabeli 1. W tabeli 1 opisującej ten region zamieszczono strukturę wyjściową (wariant 1) oraz dwie inne struktury (wariant 2 i wariant 3), w postaci ośmioklasowych, przedziałowych szeregów rozdzielczych licznosci i częstości, względem liczby gospodarstw rolnych i ich powierzchni – cztery szeregi dla każdego wariantu. Dla struktur (częstości) przyjęto oznaczenia:

SL_i – struktura gospodarstw,

SP_i – struktura użytkowania gruntów,

gdzie $i=1,2,3$.

Dla uproszczenia rachunków w rozważanym przykładzie założono, iż w poszczególnych grupach występują jedynie gospodarstwa o powierzchni równej środkowi rozważanego przedziału (kol. 2 w tab. 1). Wariant 2 różni się od wariantu 1 tylko zmianą liczby gospodarstw w poszczególnych grupach obszarowych, przy czym praktycznie została zachowana sumaryczna powierzchnia, która zwiększa się tylko o 4 ha. Natomiast wariant 3 to powiększenie o prawie 10%, liczby gospodarstw (wzrost o 991) oraz niewielkie obniżenie powierzchni ogólnej (o 70 ha). Dla każdego wariantu w oparciu o dane z tabeli 1 można wykazać, iż średnia powierzchnia gospodarstwa wynosi odpowiednio: 18,9; 18,9004; 17,1895, a wskaźniki koncentracji Giniego każdej ze struktur powierzchni wynoszą odpowiednio: 0,6444; 0,6689; 0,6682.

Tabela 1. Trzy warianty struktur gospodarstw i użytkowanych przez nich gruntów.

Table 1. Three variants of the agricultural holdings and the agricultural land structures.

Grupa obszarowa	Środ. Przedz.	Wariant 1				Wariant 2				Wariant 3			
		liczba	pow.	SL1	SP1	liczba	pow.	SL2	SP2	liczba	pow.	SL3	SP3
0-2	1	2000	2000	20,00%	1,06%	2229	2229	22,29%	1,18%	2700	2700	24,57%	1,43%
2-5	3,5	2000	7000	20,00%	3,70%	2600	9100	26,00%	4,81%	2450	8575	22,29%	4,54%
5-10	7,5	2000	15000	20,00%	7,94%	910	6825	9,10%	3,61%	1880	14100	17,10%	7,46%
10-20	15	1500	22500	15,00%	11,90%	2150	32250	21,50%	17,06%	1552	23280	14,12%	12,32%
20-30	25	750	18750	7,50%	9,92%	590	14750	5,90%	7,80%	680	17000	6,19%	9,00%
30-50	40	750	30000	7,50%	15,87%	385	15400	3,85%	8,15%	740	29600	6,73%	15,67%
50-100	75	750	56250	7,50%	29,76%	826	61950	8,26%	32,78%	729	54675	6,63%	28,94%
> 100	150	250	37500	2,50%	19,84%	310	46500	3,10%	24,60%	260	39000	2,37%	20,64%
Razem		10000	189000	100%	100%	10000	189004	100%	100%	10991	188930	100%	100%

Źródło: Opracowanie własne.

A zatem w obu przypadkach (wariant 2, wariant 3), w stosunku do wariantu 1 mamy wzrost koncentracji, a średnia powierzchnia w pierwszym przypadku minimalnie wzrosła, natomiast w przypadku wariantu 3 spadła o ponad 1,71 ha. Zatem w pierwszym przypadku mamy jednoznaczne wskazanie, że struktura powierzchni gospodarstw w wariantie 2 jest „lepsza” niż struktura powierzchni gospodarstw w wariantie 1 (czyli zmiana nastąpiła w „preferowanym” kierunku). W drugim przypadku, porównując wariant 1 z wariantem 3 nie można sformułować podobnego wniosku. Czyli trudno rozstrzygnąć o kierunku zmiany.

Dlatego powstaje pytanie czy nie powinniśmy wykorzystać do oceny zmian pomiędzy strukturami innej miary, która inaczej reaguje na zmiany? Jak określić miarę obiektów, scharakteryzowanych przez wskaźniki koncentracji, która odpowiadałaby przyjętej relacji preferencji tych obiektów [Panek 2000]?

W literaturze można znaleźć wiele propozycji takich miar [por. Binderman i in. 2009, Binderman i in. 2013, 2013a, Kukuła (red.) 2010, Strahl 1985, Walesiak 1984]. Z uwagi na ograniczony rozmiar tej pracy nie będziemy szerzej omawiać problemu doboru miar, a ograniczymy się do wykorzystania tzw. wskaźnika *ar* opartego na krzywej zróżnicowania dwu rozkładów o tym samym nośniku. W ujęciu praktycznym wykorzystamy go do dwóch struktur, który jest pojęciowym uogólnieniem krzywej Lorenza [Gastwirth 1971, Arnold 1987], a wskaźnik *ar* jest o określony wzorem analogicznym, jak wskaźnik Giniego. Więcej o tym wskaźniku napisano w pracach [Szczesny 2002, Szczesny i in. 2013].

W celu uściślenia definicji tego miernika, przyjmijmy, iż dysponujemy dwoma strukturami, które są opisane za pomocą wektorów strukturalnych *p* i *q*, gdzie:

$$p = (p_1, \dots, p_k) \text{ i } q = (q_1, \dots, q_k), p_i, q_i \geq 0, i = 1, \dots, k \text{ oraz } \sum_{i=1}^k p_i = 1, \sum_{i=1}^k q_i = 1 \quad (1)$$

Ponadto należy podkreślić, iż w problemach praktycznych współrzędne każdej z rozważanych struktur, odpowiadają bądź licznosci względnej (częstości) obiektów badanej populacji bądź udziałowi konkretnego dobra, przypisanego tym obiektom badanej populacji, pogrupowanych względem ustalonych, rozłącznych zakresów wartości, ściśle określonej zmiennej, którą dla ustalenia uwagi oznaczmy symbolem *A*. Natomiast obiekty grupowane są według zakresów wartości, które w ogólnym zapisie dla ustalenia uwagi

oznaczamy symbolami a_1, a_2, \dots, a_k . Wielkości a_1, a_2, \dots, a_k mogą (ale nie muszą) mieć określony porządek np.: $a_1 \prec a_2 \prec \dots \prec a_k$, gdzie \prec oznacza relację przyjętej preferencji.

W rozważanym przykładzie, określonym w tabeli 1 przyjmijmy, że zmienną A jest obszar gospodarstwa. Wielkości a_i ($i=1, \dots, 8$) oznaczają grupy obszarowe gospodarstw (np. $a_1 = [0; 2], a_2 = [2; -5], \dots, a_8 = [100; +\infty)$). Natomiast współrzędne p_i ($i=1, \dots, 8$) wektorów (struktur), określonych przez kolumny SL1, SL2, SL3 oznaczają udział liczby gospodarstw w ogólnej liczbie gospodarstw. W przypadku struktur określonych przez kolumny SP1, SP2, SP3 współrzędna q_i ($i=1, \dots, 8$) oznacza udział użytkowanej ziemi przez daną grupę obszarową w ogólnej liczbie użytkowanej ziemi przez wszystkie gospodarstwa razem.

Graficznie zróżnicowanie dwu struktur ($p=SL1$ i $q=SL2$) można przedstawić przy wykorzystaniu krzywej zróżnicowania struktury q względem struktury p . Jest to łamana łącząca na płaszczyźnie punkty:

$$(0; 0), (p_1, q_1), (p_1 + p_2; q_1 + q_2), \dots, (p_1 + \dots + p_k; q_1 + \dots + q_k) = (1; 1) \quad (2)$$

A zatem można przyjąć, że jest ona wykresem pewnej ciągłej funkcji

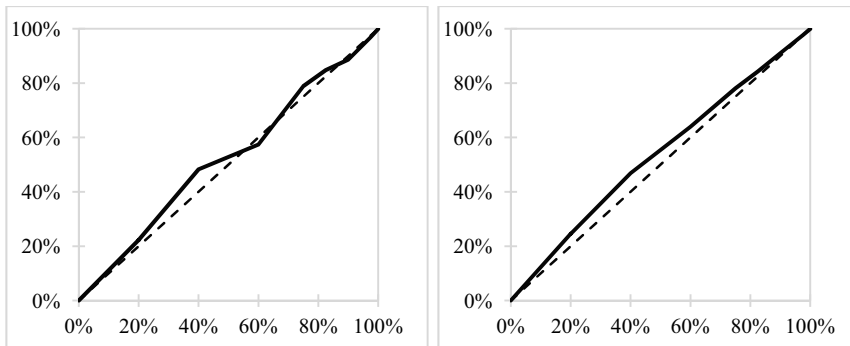
$$C_{[q;p]} : [0; 1] \rightarrow [0; 1], \quad (3)$$

która przyjmuje wszystkie wartości z przedziału $[0; 1]$. Wskaźnik liczbowy $ar \in [-1; 1]$, który służy do oceny wielkości i kierunku zróżnicowania dwu struktur jest określany (analogicznie jak wskaźnik Giniego) następującym wzorem [Szczesny 2002, Szczesny i inni 2013]:

$$ar(q : p) = ar(C_{[q;p]}) = 1 - 2 \int_0^1 C_{[q;p]}(u) du \quad (4)$$

Łatwo zauważyć, że krzywa zróżnicowania dwóch struktur C nie musi być krzywą wypukłą (do dołu), bo ilorazy $q_i / p_i, p_i > 0$, odpowiadające posiadającym porządek kategoriom a_i dla $i=1, \dots, k$ nie muszą być rosnące.

Krzywe zróżnicowania dwóch par struktur $C_{[SL2;SL1]}$ oraz $C_{[SL3;SL1]}$, podanych w tabeli 1, prezentuje rysunek 1.



Rys. 1. Krzywe różnicowania $C_{[SL2:SL1]}$ (lewy) oraz $C_{[SL3:SL1]}$ (prawy)

Fig. 1. Curves of differentiation $C_{[SL2:SL1]}$ (left) and $C_{[SL3:SL1]}$ (right)

Źródło: Opracowanie własne.

Zauważmy, iż obie krzywe $C_{[SL2:SL1]}$ i $C_{[SL3:SL1]}$ nie są wypukłe oraz przeważająca część ich wykresów leży powyżej głównej przekątnej, łączącej początek układu z punktem (1,1).

W przypadku gdy nie ma naturalnego porządku pomiędzy poszczególnymi zakresami wartości cechy A (np. tak jest w przypadku, gdy cecha A grupuje gospodarstwa według typu produkcyjnego gospodarstwa), to kategorie (elementy cechy A) można tak uporządkować, aby ilorazy q_i/p_i ($i=1, \dots, k$), odpowiadające temu uporządkowaniu były niemalejące.

Krzywą różnicowania po zmianie porządku współrzędnych wektorów p i q $p = (p_1, \dots, p_k)$ i $q = (q_1, \dots, q_k)$, $p_i, q_i \geq 0, i = 1, \dots, k$, według wartości ilorazu q_i/p_i , oznaczamy symbolem $C_{\max[q:p]}$ i nazywać będziemy krzywą maksymalnego różnicowania struktury q względem struktury p . Krzywa $C_{\max[q:p]}$ jest już krzywą wypukłą [Szczesny 2002, Szczesny i inni 2013]. Otrzymany według wzoru (4) wskaźnik dla krzywej $C_{\max[q:p]}$, oznaczamy symbolem:

$$ar_{\max}(q : p) := ar(C_{\max[q:p]}), \quad (5)$$

gdzie współczynnik ar jest określony za pomocą wzoru (4).

Oczywiście wartość $ar_{\max} \in [0,1]$ [Szczesny 2002, Szczesny i inni 2013], można policzyć dla dwóch dowolnych struktur o tej samej liczbie współrzędnych.

W wielu praktycznych przypadkach zależy nam na uchwyceniu nie dowolnej zmiany struktury p na q , ale ocenę takiej zmiany struktury p na q : $q_{i,j;\varepsilon} = T_{i,j;\varepsilon}(p)$, w której mają

miejsce „transfery”, będące złożeniem prostych przesunięć typu $\varepsilon > 0$, dla $\varepsilon \leq \min_i(p_i)$, określonych za pomocą wzoru:

$$p = (p_1, \dots, p_i - \varepsilon, \dots, p_j + \varepsilon, \dots, p_k) \quad (6)$$

gdzie: $p_i - \varepsilon \geq 0, p_j + \varepsilon \leq 1, i < j, i, j - 1, \dots, k, \sum_{i=1}^k p_i = 1$

Dlatego zazwyczaj postuluje się aby wartość wybranego wskaźnika reagowała właściwie na tego typu transfery (analogicznie, jak przy badaniu nierówności dochodów gospodarstw domowych). Dlatego podczas oceny zmian należy określić, jakie własności powinien posiadać wybrany przez nas wskaźnik zróżnicowania struktur.

Bezpośrednio z definicji wynika, że wskaźnik ar , określony przez wzór (4) reaguje wzrostem wartości na tego typu transfer „przesuwający” wartość ε pomiędzy współrzędnymi wektora w prawo (rosnąco względem indeksów współrzędnych wektora p) oraz zmieszaniem wartości, gdy takie przesunięcie następuje w kierunku przeciwnym.

W omawianym przykładzie z tabeli 1 wynika, że:

$$ar(SL2 : SL1) = -0,0427 ; ar(PL2 : PL1) = 0,0594 ;$$

$$ar(SL3 : SL1) = -0,0708 ; ar(PL3 : PL1) = -0,0023 .$$

Zatem w pierwszym przypadku w oparciu o ten wskaźnik mamy negatywną ocenę zmiany struktury gospodarstw i pozytywną ocenę zmiany struktury użytkowania ziemi, a w drugim przypadku obydwie zmiany mają ocenę negatywną. Oznacza to nadwyżkę „transferów” w stronę grup małoobszarowych.

Materiał i metodyka badań

Jako dane posłużyły następujące zestawienia zaprezentowane w pracy [Poczta 2013]:

- liczba i powierzchnia gospodarstw rolnych według grup obszarowych (X1, X2),
- pogłowie zwierząt według gospodarstw rolnych według grup obszarowych (X3),
- liczba i powierzchnia gospodarstw rolnych według typów produkcyjnych (X4, X5),
- liczba gospodarstw i wielkość stada z chowem bydła według skali chowu (X6, X7),
- liczba gospodarstw i wielkość stada z chowem trzody chlewnej według skali chowu (X8, X9).

Dla tych 9-ciu zmiennych zostały obliczone wartości wskaźników, określonych wzorami (4), (5) i przedstawione w tabeli 2. Następnie dokonano normowania uzyskanych wartości przy użyciu metody unitaryzacji zerowanej (por. [Kukuła 2000]). W następnym kroku utworzono wskaźnik syntetyczny $W1$, jako średnią arytmetyczną tych unormowanych wartości (por. druga kolumna od prawej strony w tabeli 2). W oparciu o wartości wskaźnika W rozważane kraje zostały podzielone na cztery uporządkowane grupy. Mianowicie wykorzystano znaną i polecaną w polskiej literaturze technikę podziału, wykorzystującą trzy następujące progi: (1) średnia – odchylenie standardowe, (2) średnia, (3) średnia + odchylenie standardowe [Nowak 1990]. W omawianym przypadku wyniosły one odpowiednio: 0,2369; 0,3778; 0,5187.

W sposób analogiczny, posługując się bezwzględną zmianą wartości średniej i współczynników koncentracji współczynnika Giniego stworzono 9 następujących zmiennych:

- A1 - zmiana średniej powierzchni gospodarstwa,
- A2 - zmiana współczynnika koncentracji ziemi (Gini),
- A3 - zmiana średniej obsady zwierząt,
- A4 - zmiana udziału liczby gosp. specjalistycznych w gosp., ogółem,
- A5 - zmiana udziału powierzchni gosp. specjalistycznych w powierzchni gosp. ogółem,
- A6 - zmiana średniej wielkości stada bydła według skali chowu,
- A7 - zmiana współczynnika koncentracji hodowli bydła według skali chowu (Gini),
- A8 - zmiana średniej wielkości stada trzody według skali chowu,
- A9 - zmiana współczynnika koncentracji hodowli bydła według skali chowu (Gini).

Następnie, na zmiennych A1-A9 dokonano identycznych operacji, jak w przypadku zmiennych X1-X9. Otrzymane rezultaty prezentuje tabela 3, gdzie symbol W2 oznacza podobnie, jak wcześniej symbol W1, średnie arytmetyczne unormowanych wartości. Dodatkowo dla celów porównawczych, dokonano identycznych obliczeń, wykorzystując zamiast zmian bezwzględnych A1-A9 - zmiany względne tych zmiennych B1-B9. Tabela 4 zawiera zestawienie wyników z tabel 2 i 3 oraz wyniki dla zmiennych B1-B9, gdzie symbol W3 oznacza średnie arytmetyczną unormowanych wartości.

Symbole $R(W_i)$, $Gr(W_i)$ umieszczone w tabelach 2, 3, 4 oznaczają rankingowanie, grupowanie [Nowak 1990] wyników według wskaźnika W_i , $i=1,2,3$; odpowiednio.

Wyniki badań

Wykorzystanie różnych podejść do syntetycznego pomiaru zmian struktury gospodarstw, pozwala na zobrazowanie trudności w zakresie formułowania jednoznacznych ocen wielkości zmian, jakie zaszły w badanym okresie. W tabelach 2 i 3 zostały zaprezentowane zarówno wartości poszczególnych zmiennych cząstkowych jak i wartości wskaźników syntetycznych w oparciu o które zostały przedstawione rankingi i podział na uporządkowane 4-ry grupy. Analizując te tabele widzimy, iż o ile pozycja w rankingu pożądaných zmian struktury takich nowych krajów UE jak Litwa, Łotwa i Estonia jest stabilna (por. także tab. 4), to sytuacja zupełnie inaczej wygląda w przypadku Polski, Bułgarii, Czech, Węgier i Finlandii. Warto zwrócić uwagę, iż te dwa różne sposoby pomiaru zmian strukturalnych pokazują w innym świetle także takie stare kraje UE, jak Francja, Holandia, Niemcy i Włochy.

Należy podkreślić iż zaprezentowane w tabeli 4 zestawienie obejmujące trzy rodzaje wskaźników syntetycznych charakteryzują się tym, iż każdy z nich reprezentuje inne podejście do oceny zachodzących zmian w strukturze. Dokładniej, oznacza to, że każdy wskaźnik reaguje inaczej na zachodzące zmiany. Mierniki te wskazują zatem na fakt, że podstawowym warunkiem w przypadku przygotowania oceny „głębokości” zmian strukturalnych w rolnictwie (w zadanym okresie), jest przed rozpoczęciem badania ustalenie relacji co najmniej częściowego porządku [Rasiowa 2013], w zbiorze rozważanych struktur. Dopiero w oparciu o pożądaną, ustaloną relację można dokonywać wyboru odpowiedniego wskaźnika syntetycznego.

Tabela 2. Pomiar zmian pomiędzy strukturami w 2010 i 2003 przy użyciu wskaźników mierzących niepodobieństwa struktur

Table 2. Measurement of changes between structures in 2010 and 2003 using indicators measuring the dissimilarity of structures

Kategoria / Miernik / Kraj	według grup obszarowych			typy gosp		skala chowu bydła		skala chowu trzody		W1	R(W1)
	liczba	pow.	pogl. zw.	liczba	pow.	l.gosp	stado	l.gosp	stado		
	ar1	ar2	ar3	armax4	armax5	ar6	ar7	ar8	ar9		
Grupa 1											
LVA	0,2186	0,2204	0,2321	0,5369	0,4124	0,1196	0,3130	0,1082	0,3646	0,7269	1
FIN	0,0636	0,1595	0,2256	0,1011	0,1155	0,1884	0,2797	0,5918	0,5812	0,6242	2
EST	0,2221	0,1833	0,0064	0,6157	0,3331	0,2484	0,1248	0,2983	0,2654	0,6079	3
LTU	0,0219	0,2235	0,1501	0,2858	0,3220	0,0243	0,3894	0,1304	0,3575	0,5758	4
POL	0,2020	0,0731	0,1295	0,1506	0,2577	0,1986	0,3180	0,3007	0,4011	0,5609	5
Grupa 2											
CZE	0,4484	-0,0047	-0,0074	0,2794	0,2245	0,3503	-0,0081	0,3896	0,1672	0,4559	6
DEU	0,1784	0,0815	0,0984	0,1118	0,1514	0,1021	0,0848	0,2940	0,4353	0,4219	7
SVK	0,4264	-0,0213	-0,0207	0,4481	0,2409	0,2105	-0,0108	0,2492	0,1533	0,4139	8
ROU	0,0916	-0,0524	0,1719	0,3366	0,3195	0,0860	0,1925	0,0547	0,1830	0,4085	9
SVN	-0,0480	0,0831	0,1812	0,3655	0,2868	0,0979	0,1523	0,0144	0,0821	0,3977	10
FRA	0,0412	0,1077	0,0917	0,1044	0,0590	0,1159	0,1283	0,3285	0,3875	0,3829	11
Grupa 3											
PRT	-0,0038	0,0513	0,0704	0,1971	0,2039	0,1398	0,1598	0,1143	0,3322	0,3743	12
NLD	0,0334	0,0764	0,0105	0,0986	0,0769	0,0739	0,1071	0,4275	0,5369	0,3728	13
DNK	-0,0276	0,0855	0,0954	0,2145	0,2392	-0,0337	0,0347	0,3208	0,3228	0,3590	14
AUT	0,0317	-0,0065	0,0966	0,1096	0,1883	0,1050	0,1235	0,0636	0,4992	0,3541	15
BGR	0,0300	0,0289	0,1144	0,2677	0,1580	0,0156	0,2350	0,0209	0,2716	0,3483	16
SWE	-0,1000	0,0344	0,0437	0,1439	0,1314	0,0278	0,1371	0,3927	0,4299	0,3353	17
HUN	0,0284	0,0680	0,0020	0,3730	0,1187	0,1766	0,0382	0,1083	0,1780	0,3112	18
MLT	-0,0271	0,0085	-0,0526	0,4063	0,2463	0,2500	0,0051	0,0000	0,2391	0,3069	19
BEL	0,0526	0,0703	0,0566	0,0580	0,0864	0,0544	0,0493	0,3115	0,3435	0,3052	20
ESP	0,0273	0,0073	-0,0211	0,0911	0,1664	0,1249	0,0904	0,2893	0,3419	0,3023	21
ITA	0,0519	0,0418	0,0526	0,0671	0,0970	-0,0074	0,0555	0,5116	0,1912	0,2831	22
LUX	0,0580	0,0799	0,1060	0,0580	0,0864	0,0167	0,0420	0,0000	0,3350	0,2637	23
GBR	0,1538	0,0025	-0,0131	0,2277	0,0693	0,0253	0,0462	0,1647	0,2081	0,2376	24
Grupa 4											
GRC	-0,0098	-0,0057	0,0018	0,0978	0,0807	0,0519	0,0390	0,2136	0,2409	0,2049	25
IRL	0,0334	0,0813	0,0495	0,0764	0,1113	-0,0665	0,0413	-0,0758	0,0798	0,1591	26
CYP	-0,0409	-0,0308	-0,0056	0,0754	0,1343	0,0000	-0,0037	0,0476	0,0621	0,1064	27
Średnia w UE											
UE-27_2	0,0668	0,0344	0,0434	0,1926	0,1246	0,0913	0,0828	0,0863	0,3392	0,3080	⊗
UE-15_2	0,0317	0,0446	0,0337	0,0580	0,0864	0,0695	0,0862	0,2516	0,3620	0,2899	⊗
UE-12_2	0,0900	0,0225	0,0884	0,2813	0,2368	0,0776	0,1641	0,0701	0,2486	0,3753	⊗

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych [Poczta 2013].

Jednakże w sytuacji gdy nie dysponujemy taką jednoznaczną specyfikacją przynajmniej w postaci relacji częściowego porządku, pozwalającą na jednoznaczny wybór wskaźnika porządkującego wielkości zmian, to warto wykorzystać kilka wskaźników o różnym polu percepcji (wrażliwości na zmiany). Albowiem, otrzymamy wtedy przypadki obiektów, które oceniane są podobnie przez większość użytych wskaźników oraz część

przypadków, których oceny znacznie się różnią między sobą w zależności od użytego wskaźnika. A zatem, jeśli dane „mocno przemawiają” to większość wskaźników je „usłyszy” (zareaguje odpowiednią zmianą wartości). W naszej sytuacji widać, że zmiany struktury w sektorze gospodarstw rolnych w UE-15 są mniejsze niż w UE-12 (por. ostatnie dwa wiersze w tab. 3 i tab. 4). Podobnie z tabeli 4 jednoznacznie wynika, że niezależnie od wskaźnika (spośród użytych) największe zmiany nastąpiły w krajach bałtyckich (Litwa, Łotwa i Estonia), które są zawsze w pierwszej, najlepszej grupie krajów. Natomiast krajem o którym (w oparciu o wszystkie trzy otrzymane wskaźniki) można powiedzieć, iż nastąpiły w nim najmniejsze zmiany jest Irlandia, która jako jedyny kraj jest zawsze w czwartej grupie.

Tabela 3. Pomiar zmian pomiędzy strukturami w 2010 i 2003 przy użyciu zmian wartości średniej i współczynników koncentracji Giniego.

Table 3. Measurement of changes between structures in 2010 and 2003 with the use of changes of the mean value and the Gini concentration coefficients.

Kraj	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	W2	R(W2)
LTU	4,60	0,10	-14,3141	20,3	25,1	3,6770	0,22	7,2829	0,21	0,6510	1
LVA	9,80	0,03	-4,4417	30,0	29,4	5,5814	0,14	12,2832	0,16	0,6416	2
EST	26,40	0,00	-8,4533	27,5	18,1	33,6105	-0,02	196,4619	0,02	0,5552	3
SVN	0,20	0,06	-13,1392	27,1	22,1	2,8411	0,03	-0,9202	0,10	0,5332	4
NLD	2,40	0,00	51,8894	4,3	3,7	25,2972	-0,02	706,8732	0,18	0,5320	5
BGR	1,80	0,04	-15,2079	17,9	11,0	1,2748	0,15	0,9229	0,20	0,5240	6
SVK	47,70	-0,07	-9,3902	26,3	16,8	19,9274	-0,04	23,4537	0,03	0,5000	7
ROU	0,40	-0,04	-8,1042	24,9	13,6	0,4495	0,11	-0,3439	0,13	0,4834	8
FIN	5,90	0,03	-3,7713	5,6	7,5	18,3584	0,05	268,9881	0,13	0,4740	9
CZE	73,00	-0,13	-13,3767	12,5	13,9	47,5072	-0,11	280,9553	-0,05	0,4630	10
HUN	2,50	0,01	-8,3169	23,8	6,6	15,1791	-0,01	6,9443	0,09	0,4486	11
DNK	5,00	0,04	1,2575	3,4	9,4	11,0503	0,04	739,4651	-0,10	0,4352	12
POL	2,90	-0,05	-5,6153	6,3	18,0	5,2530	0,07	14,7462	0,14	0,4345	13
SWE	-2,90	0,06	-1,6430	6,3	4,2	13,5521	0,04	379,6804	0,01	0,4257	14
PRT	1,60	0,01	-3,0796	5,3	13,5	12,1178	0	18,6355	0,11	0,4196	15
ESP	1,90	-0,01	6,1340	3,8	12,7	12,6332	-0,03	191,7562	0,11	0,4188	16
DEU	14,70	-0,04	-3,4454	5,8	6,6	17,1316	-0,02	198,3967	0,09	0,4032	17
FRA	8,70	0,00	-2,4331	5,5	3,6	22,3802	-0,03	280,7358	-0,08	0,3548	18
ITA	1,30	0,00	0,8404	2,5	5,2	4,9502	0,01	287,1846	-0,02	0,3513	19
GBR	13,40	-0,06	-3,2092	10,7	0,7	14,1402	0	-18,5516	0,05	0,3511	20
GRC	-0,10	0,00	-1,8111	0,8	2,1	4,1241	-0,01	7,7362	0,14	0,3484	21
LUX	4,60	-0,01	-1,0303	0,0	0,0	9,3708	0	1,5000	0,10	0,3367	22
AUT	0,40	-0,02	10,4518	3,3	2,1	4,8183	0	33,7883	0,02	0,3222	23
MLT	-0,10	0,01	-88,4863	-0,3	9,1	5,8333	0	326,0000	0,02	0,3048	24
BEL	3,20	0,00	-8,0951	0,0	0,0	10,2799	-0,02	142,0939	-0,01	0,3043	25
IRL	4,00	0,03	-31,2152	0,9	1,7	-0,7371	0,05	-283,2348	0,05	0,2934	26
CYP	-0,40	-0,01	5,4413	-1,6	1,4	-25,6667	0,06	69,5556	0,00	0,2727	27
UE-27_2	2,30	-0,01	-2,7876	13,4	8,7	8,3376	-0,01	21,5188	0,10	0,4091	28
UE-15_2	2,80	0,00	-0,2741	3,9	6,0	13,3686	-0,01	186,9054	0,03	0,3736	29
UE-12_2	1,50	-0,01	-8,8399	19,6	16,5	2,2191	0,09	2,2099	0,13	0,4875	30

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych [Poczta 2013].

Tabela 4. Zestawienie wartości wskaźników syntetycznych wskazujących na zmiany pomiędzy strukturami gospodarstw w 2010 i 2003 oraz wynikające z nich grupowania państw UE.

Table 4. Summary of the synthetic indices values indicated the changes between the structures of households in 2010 and 2003, and the subsequent grouping of the EU countries.

Kraj	W1	R(W1)	Gr(W1)	W2	R(W2)	Gr(W2)	W3	R(W3)	Gr(W3)
AUT	0,3541	15	3	0,3222	23	4	0,2603	19	3
BEL	0,3052	20	3	0,3043	25	4	0,1997	27	4
BGR	0,3483	16	3	0,5240	6	2	0,3951	7	2
CYP	0,1064	27	4	0,2727	27	4	0,2321	21	3
CZE	0,4559	6	2	0,4630	10	2	0,2781	16	3
DEU	0,4219	7	2	0,4032	17	3	0,2630	18	3
DNK	0,3590	14	3	0,4352	12	2	0,2750	17	3
ESP	0,3023	21	3	0,4188	16	3	0,3189	14	3
EST	0,6079	3	1	0,5552	3	1	0,5908	3	1
FIN	0,6242	2	1	0,4740	9	2	0,3533	10	2
FRA	0,3829	11	2	0,3548	18	3	0,2374	20	3
GBR	0,2376	24	3	0,3511	20	3	0,2104	25	4
GRC	0,2049	25	4	0,3484	21	3	0,2306	22	3
HUN	0,3112	18	3	0,4486	11	2	0,3480	11	2
IRL	0,1591	26	4	0,2934	26	4	0,2075	26	4
ITA	0,2831	22	3	0,3513	19	3	0,3385	12	2
LTU	0,5758	4	1	0,6510	1	1	0,6075	2	1
LUX	0,2637	23	3	0,3367	22	3	0,2218	23	3
LVA	0,7269	1	1	0,6416	2	1	0,6165	1	1
MLT	0,3069	19	3	0,3048	24	4	0,2134	24	4
NLD	0,3728	13	3	0,5320	5	1	0,3684	9	2
POL	0,5609	5	1	0,4345	13	2	0,3875	8	2
PRT	0,3743	12	3	0,4196	15	3	0,3330	13	3
ROU	0,4085	9	2	0,4834	8	2	0,4134	6	2
SVK	0,4139	8	2	0,5000	7	2	0,4312	4	2
SVN	0,3977	10	2	0,5332	4	1	0,4252	5	2
SWE	0,3353	17	3	0,4257	14	3	0,2940	15	3

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych [Poczta 2013].

Warto zwrócić uwagę, że zarówno uporządkowanie państw z uwagi na wielkość zmian jak i podział na grupy różni się stosunkowo dużo w zależności czy użyjemy zaproponowanej nowej oceny zmian, czy oprzemy się na klasycznych narzędziach (por. np. POL i NLD). Te różnice pokazują, że przy wyborze wskaźnika do oceny zmian powinniśmy bardzo uważnie rozważyć jakie aspekty zmian chcemy mierzyć.

Podsumowanie

Głównym celem tej pracy było zwrócenie uwagi na trudności, jakie napotyka badacz gdy próbuje skwantyfikować zachodzące zmiany strukturalne w rolnictwie UE, chcąc pokazać w których krajach były te zmiany najgłębsze oraz czy zmierzają one w kierunku stymulowanym przez politykę. W tym celu zmiany zostały ocenione przy wykorzystaniu dwóch różnych technik/metod, które wykorzystują odpowiednio (i) średnią i wskaźnik Giniego, (ii) wskaźnik *ar* zróżnicowania struktur (jedno z narzędzi tzw. gradacyjnej analizy danych - por. [Szczesny 2002]). Badanie wykazało, że nastąpiły znaczące zmiany w strukturze gospodarstw rolnych pomiędzy rokiem 2002 i 2010. Według zaproponowanej w pracy metody pomiaru, największe zmiany zaobserwowano w krajach LVA, FIN, EST,

LTU, POL (por. tab. 2). Oceny zmian w takich krajach jak POL, FIN i NLD dość mocno się różnią w zależności od zastosowanej metody (por. tab. 4). Oznacza to iż przy wyborze wskaźnika do oceny zmian powinniśmy dokładnie rozważyć jakie aspekty zmian chcemy mierzyć oraz jakie powinien mieć on własności. Jednakże, bardzo często od zleceniodawców/użytkowników informacji trudno jest uzyskać niezbędne informacje na ten temat. Dlatego wydaje się być słusznym postulat, że w systemach informacyjnych (także stałym raportowaniu realizowanym przez różne Agendy) powinno się publikować różne miary oceniające zmiany w ujęciu cząstkowym.

W przedstawionych wyżej badaniach, dla uproszczenia rozważań przyjęto założenia, że wszystkie wybrane zmienne są jednakowo ważne (mają te same wagi). Wynikało to z faktu, że nie przyjęto kryteriów, według których jedno zmiany są ważniejsze od innych. Gdyby wykorzystać wagi wynikające z ważności poszczególnych zmian zachodzących w strukturze, to wyniki mogłyby wyglądać zupełnie inaczej. Oczywiście w zaprezentowanej pracy [Pocztą 2013] jest dużo więcej informacji szczegółowych, które można by wykorzystać do szczegółowej oceny wielkości zmian strukturalnych.

Literatura

- Arnold B. C. [1987]: Majorization and the Lorenz Order: A Brief Introduction, Lecture Notes in Statistics 43, Springer-Verlag, Berlin.
- Ávila F., Flores E., López-Gallo F., Márquez J. [2013]: Concentration indicators: Assessing the gap between aggregate and detailed data. IFC Bulletin No 36, Statistical issues and activities in a changing environment, ss. 542-559.
- Babiak J. [2010]: Zmiany w strukturze rolnictwa krajów Unii Europejskiej, *Roczniki Integracji Europejskiej* nr 4, ss. 87-97.
- Barnett R. A. et al. [2005]: College Mathematics for Business, Economics, Life Sciences, and Social Sciences, 10th ed., Prentice-Hall, Upper Saddle River.
- Binderman Zb., Borkowski B., Szczesny W. [2013]: Zastosowanie metryki Minkowskiego do pomiaru zmian koncentracji Quantitative Methods In Economics, Vol. XIV, nr 3, ss. 7-21.
- Binderman Zb., Borkowski B., Szczesny W. [2012]: Radar coefficient of concentration, Quantitative methods in economics Vol. XIII, nr 2, ss. 7-21.
- Binderman Zb., Borkowski B., Szczesny W. [2008]: O pewnej metodzie porządkowania obiektów na przykładzie regionalnego zróżnicowania rolnictwa, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, IX, wyd. SGGW, ss. 39-48.
- Binderman Zb., Szczesny W. [2009]: Arrange methods of tradesmen of software with a help of graphic representations Computer algebra systems in teaching and research, Siedlce, wyd. WSFiZ, ss. 117-131.
- Binderman Zb., Borkowski B., Prokopenya A., Szczesny W. [2013]: Mechanisms of Construction of the Radar Coefficients of Concentration, *Computer Algebra Systems in Teaching and Research*, Siedlce, ed. Collegium Mazovia, ss. 7-15.
- Binderman Zb., Borkowski B., Prokopenya A., Szczesny W. [2013a]: Radar Coefficients of Concentration, Verifications of Properties, CASTR, Siedlce, Collegium Mazovia, ss. 16-28.
- Binderman Zb. [2011]: Matematyczne aspekty metod radarowych, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, XII, nr 2, ss. 69-79.
- Bogocz D., Bożek J., Kukuła K., Strojny J. [2010]: *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*, PWN Warszawa.
- Bożek J. [2008]: Porównanie zróżnicowania przestrzennego struktury agrarnej Polski w latach 200-2006, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, T. IX, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, ss. 49-56.
- Bożek J. [2010]: Typologia krajów Unii Europejskiej pod względem podobieństwa struktury agrarnej, *Acta Scientiarum Polonorum, „Oeconomia”*, nr 9 (3), ss. 17-23.
- Bożek J. [2013]: Klasyfikacja podregionów pod względem podobieństwa struktury agrarnej, *Wiadomości Statystyczne* nr 9 (628), ss. 1-16.

- Bożek J., Bożek B. [2011]: Typologia struktury agrarnej województw w ujęciu dynamicznym z zastosowaniem klasyfikacji rozmytej, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, T. XII, nr 2, wyd. SGGW, Warszawa, ss. 91-100.
- Czekaj T., Mirkowska Z., Sobierajewska J. (red.) [2008]: *Dziś i jutro gospodarstw rolnych w krajach Centralnej i Wschodniej Europy*, PW nr 98, wyd. IERGiŻ - PIB.
- Gastwirth, J.L. [1971]: A general definition of the Lorenz curve, *Econometrica* 39, ss. 1037-1039.
- Gini, C. [1914]: Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri, *Atti del R. Istituto Veneto di Scienze Lettere ed Arti*.
- Glasser G. J. [1962]: Variance formulas for the mean difference and coefficient of concentration. *J. Am. Statistic. Assoc.* 57, ss. 648-654.
- Kukuła K. [2007]: Z problematyki badań nad strukturą agrarną w Polsce w ujęciu przestrzennym *Oeconomia* 6 (4), ss. 19-27.
- Kukuła K. (red.) [2009]: *Studium przestrzenne struktury agrarnej w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Michna W. [2011]: Aktualizacja prognoz w zakresie struktury i liczby gospodarstw rolnych oraz pogłowia zwierząt gospodarskich w Polsce, w perspektywie 2020 r. W świetle wstępnych wyników spisu rolnego 2010 r. IERiGŻ - PIB w Warszawie.
- Nowak E. [1990]: *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Panek E. [2000]: *Ekonomia matematyczna*, AE, Poznań.
- Poczta W. (red.) [2013]: *Gospodarstwa Rolne w Polsce na tle gospodarstw Unii Europejskiej – WPR*, Powszechny Spis Rolny 2010, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Rasiowa H. [2013]: *Wstęp do matematyki współczesnej*, PWN, Warszawa.
- Szczesny W. [2002]: Grade correspondence analysis applied to contingency tables and questionnaire data. *Intelligent Data Analysis* 6, No 1, ss. 17-51.
- Szczesny W., Kowalczyk T., Wolińska-Welcz A., Wiech M., Dunicz-Sokolowska A., Grabowska G., Pleszczyńska E. [2012]: *Models and Methods of Grade Data Analysis: Recent Developments*, Institute of Computer Science, Warsaw.